

日本赤十字九州国際看護大学/Japanese Red Cross Kyushu International College of Nursing

地域高齢者の睡眠と抑うつとの関連における性差

著者	田中 美加, 久佐賀 眞理, 田ヶ谷 浩邦, 大倉 美鶴, 渡辺 知保
著者別名	田中 美加, 久佐賀 眞理, 田ヶ谷 浩邦, 大倉 美鶴, 渡辺 知保
雑誌名	日本公衆衛生雑誌
巻	59
号	4
ページ	239-250
発行年	2012-04-15
URL	http://id.nii.ac.jp/1127/00000234/

doi: [info:doi/10.11236/jph.59.4_239](https://doi.org/10.11236/jph.59.4_239)

地域高齢者の睡眠と抑うつとの関連における性差

タナカ ミカ クサカマリ タガヤヒロクニ
田中 美加* 久佐賀眞理^{2*} 田ヶ谷浩邦^{3*}
オオクラ ミツル ワタナベ チホ
大倉 美鶴^{4*} 渡辺 知保^{5*}

目的 我が国において高齢者の睡眠と抑うつとの関連を調べた研究は十分でなく、性差に焦点を当てて解析を行った研究はほとんどない。本研究は、高齢者における睡眠と抑うつとの関連性について、とくに性別による違いに焦点を当てて解析を行った。

方法 参加者は、熊本県の1つの村に居住する65歳以上の高齢者全員（563人）で、2010年6月から7月にかけて自記式質問票調査を行った。睡眠の評価には Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI) を、抑うつの評価には Geriatric Depression Scale Short Form (GDS-SF) を用いた。調整要因として性、年齢、受給年金の種類、居住形態、社会的役割、現病歴、既往歴、介護状況、認知機能について調査した。先行研究に従い、PSQI および GDS-SF の合計得点が6点以上の場合、それぞれ、睡眠の障害および抑うつが認められると評価した。睡眠と抑うつとの関連を調べるために、抑うつの有無を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析を、全体および男女別に行った。独立変数としてモデルに投入する調整要因間には、ある程度の相関関係が存在すると予想されたため、多重共線性による影響の有無やモデルの頑健性を確認する目的で、調整要因を段階的に投入したモデルを構築した。

結果 男女含めた全体の解析では、すべてのモデルにおいて抑うつと睡眠の障害との間に有意な関連が認められ、すべての変数を調整要因として投入した際のオッズ比は1.92（95%信頼区間：1.11-3.32）であった。男性においては、未調整時には抑うつと睡眠の障害との間に有意な関連が認められたものの、調整後はその関連は有意ではなかった。一方、女性においては、いずれのモデルにおいても有意な関連を認め、すべての変数を調整要因として投入した際のオッズ比は2.28（95%信頼区間：1.11-4.69）であった。

結論 本研究の結果、高齢者においては、抑うつと睡眠の障害との間に有意な関連があることが示唆された。しかし、その関連には性差があり、女性においては睡眠の障害と抑うつの間には有意な関連が認められるものの、男性では有意な関連は認めなかった。男女間で違いが認められた理由は明確ではないが、神経伝達物質をはじめとする様々な要因が関与している可能性が考えられる。今後の高齢者の抑うつ対策を効果的なものにするためには、性差を考慮しながら研究を進めていくことが重要であると考えられた。

Key words : 地域高齢者, 抑うつ, 睡眠, 性差, 横断研究

I 緒 言

高齢者の抑うつ対策は喫緊の課題である。我が国の重要な社会問題である自殺に関しても、60歳以上

の自殺者数は全体の3割以上であり、とくに農村部で多いことが示されているが、その背景には、うつ病等の気分障害の診断基準は満たさないもののある程度の抑うつ状態の存在があるとされている¹⁾。また、抑うつを認める高齢者では、有意なADLやQOLの低下が認められ、抑うつは高齢者にとって疾病負荷の大きい疾患であることが明らかにされている^{2,3)}。

これまで、高齢者の抑うつ関連要因について、海外を中心に様々な研究が行われてきたが、最近では、睡眠の障害がその重要なリスクファクターとし

* 福岡大学医学部看護学科

^{2*} 九州看護福祉大学看護福祉学部

^{3*} 北里大学医療衛生学部

^{4*} 日本赤十字九州国際看護大学看護学部

^{5*} 東京大学大学院医学系研究科

連絡先：〒814-0180 福岡県福岡市城南区七隈7-45-1

福岡大学医学部看護学科 田中美加

て注目されている^{4~6)}。高齢者は数多くの睡眠に関する問題を抱えている。我が国における調査でも、高齢者は、不眠の他、睡眠時無呼吸症候群 (Sleep Apnea Syndrome, SAS), むずむず脚症候群 (Restless Legs Syndrome, RLS), 周期性四肢運動障害, レム睡眠行動障害などの有病率も他の年齢層に較べ有意に高いことが知られている^{7~9)}。

しかしながら、高齢者における睡眠と抑うつとの関連についての研究は、我が国においては、いまだ十分に行われていない。これまで多数の日本人高齢者を対象とした研究として、Yokoyamaら¹⁰⁾による縦断研究、Itoら¹¹⁾やKawamotoら¹²⁾による横断研究がある。これらの研究は、高齢者の睡眠の中でも入眠障害や早朝覚醒などの不眠に焦点を当てたもので、不眠症状の有無と抑うつとの間に有意な関連があったと報告している。しかしながら、これらの研究における不眠の評価は、1つまたは3つの不眠症状の有無を問う独自の質問票を用いて行われており、睡眠障害国際分類 (International Classification of Sleep Disorders: ICSD 2nd) において、不眠の評価に必須とされている「日常生活上の支障」に関する項目は含まれていない。これに対して、Sukegawaら¹³⁾は、睡眠の評価尺度として高い妥当性が示されているピッツバーグ睡眠質問票 (Pittsburgh Sleep Quality Index, PSQI) を用いて調査を行っている。PSQIは不眠に限らず、高齢者に多い睡眠関連呼吸障害および睡眠時随伴症などによる睡眠困難や眠剤の使用状況などに関する項目を含み、睡眠の質を総合的に評価するための自記式尺度として世界的に広く用いられている。また、Sukegawaらの研究では、高齢者を対象とした抑うつの評価尺度として高い妥当性が示されている高齢者用うつ尺度 (Geriatric depression scale short form, GDS-SF) を用いている。しかしながら、この研究で、PSQI得点とGDS-SF得点との関連を解析する際に用いた調整要因は、性と年齢のみであり、高齢者を対象とした分析で必要とされる身体的要因や社会的要因による調整は行われていない。

女性は男性と比較して睡眠障害、抑うつともに有病率が高いことから¹⁴⁾、女性には、両者に関連した何らかの脆弱性が存在する可能性がある。また、内分泌系など、睡眠と気分の両方に影響を与える機能の加齢に伴う変化には、男女によって違いがあることが示されており^{15~17)}、睡眠と抑うつとの関連性においても、男女による違いが認められる可能性がある。しかしながら、海外を含め、これまで高齢者における睡眠と抑うつとの関連を調べた多数例研究において、性差に焦点を当てて解析を行った研究はほ

とんどない。

本研究では、地域に居住する高齢者を対象に、PSQIとGDS-SFを用いて睡眠と抑うつを評価し、睡眠の障害と抑うつとの関連があるか、さらにその関連には男女による違いがあるかについて検討を行った。

II 研究方法

1. 参加者および調査方法

熊本県の農村部の1つの村に居住する65歳以上の高齢者全員 (563人) を対象とし、2010年6月から7月にかけて、郵送による自記式質問票調査を行った。調査票には研究目的および方法を明記し、研究への参加に同意した場合には、調査票に回答し調査者まで返送するよう依頼した。視力の問題などで自記式質問票への回答が困難な対象者に対しては、トレーニングを受けた調査員が自宅を訪問し、質問票をもとに半構造化面接法による調査を行った。

研究の手順については、福岡大学 医の倫理審査委員会からの承認を受け実施した (2010年6月15日承認番号378)。

2. 調査項目

1) 基本属性および社会経済状況、健康状態に関する調査項目

基本属性として性、年齢を、社会経済状況に関する項目として年金の種類、居住形態、社会的役割を、また、健康状態に関する項目として、現病歴、既往歴、介護状況、認知機能について調査した。年金の種類は「国民年金 (老齢福祉年金を含む)」、「厚生年金」、「共済年金」、「複数の年金を受給」に分類し尋ねた。居住形態は「一人暮らし」、「家族などとの同居」、「その他 (施設入居など)」に分類して尋ねた。社会的役割については、老研式活動能力指標¹⁸⁾の中の社会的役割を測定する4項目、「友人の家を訪ねていますか?」、「家族や友人の相談にのっていますか?」、「病人を見舞うことができますか?」、「若い人に自分から話しかけることがありますか?」について尋ねた。本指標の評価方法に従い¹⁸⁾、「はい」を回答した場合を1点として4項目の合計点を算出し、4点を高い、3点をやや高い、2点以下を低いと評価した。介護状況は「現在何らかの介護を受けている (介護認定を受けずに家族などの介護を受けている場合も含む)」、「何らかの介護は必要だが、現在は受けていない」、「介護の必要はない」の3段階で評価した。認知機能は、認知機能の障害程度の指標として有用とされる Cognitive Performance Scale (CPS)¹⁹⁾を用いて測定した。CPSは本来、観察者によって評価させる客観的指

標であるが、評価項目が平易で比較的簡易に障害程度の評価が可能であることから、今回は自記式の調査項目として使用した。「その日の活動を自分で判断できますか」、「5分前のことが思い出せますか」、「人に自分の考えをうまく伝えられますか」、「食事は自分で食べられますか」の4つの質問の回答を組み合わせ、0レベル（障害なし）、1レベル（境界的である）、2レベル（軽度の障害がある）、3レベル（中等度の障害がある）、4レベル（やや重度の障害がある）、5レベル（重度の障害がある）、6レベル（最重度の障害がある）にて評価する。

2) 抑うつの評価

抑うつの評価には GDS-SF を使用した。GDS-SF は高齢者用の抑うつ尺度であり、15項目の質問に対して「はい」、「いいえ」の二択で回答する簡便な尺度である。他の一般的な抑うつ尺度と比較して、睡眠や身体症状に関する質問項目を含まず、他年齢層よりも不眠や身体症状の訴えが多い高齢者のために開発された尺度であり、高齢者における抑うつの評価として高い妥当性が示されている²⁰⁾。GDS-SF の合計得点が6点以上の場合、臨床的に有意なうつ状態が認められると評価される²¹⁾。

3) 睡眠の評価

睡眠の評価には PSQI を使用した。PSQI は睡眠に関する標準化された18項目の質問からなる自記式質問票である。「主観的睡眠の質」、「入眠時間」、「睡眠時間」、「有効睡眠時間」、「睡眠障害」、「睡眠剤の使用」および「日常生活における障害」の7つの下位尺度から構成され、不眠だけでなく高齢者に高頻度に認められる睡眠関連呼吸障害および睡眠時随伴症などによる睡眠困難や、眠剤の使用状況、日中の覚醒困難等を含めて評価を行うことが可能である。PSQI は、主観的な評価方法という限界はあるものの、睡眠とその質を評価する尺度として高い妥当性が示されている^{22,23)}。PSQI の合計得点が6点以上の場合、臨床的に有意な睡眠の障害を有すると評価される²⁴⁾。

3. 統計解析

返送された回答の中で、年齢、性別、GDS-SF、PSQI について完全回答が得られたケースを解析対象とした。認知症を含む精神障害の現病歴および既往歴を有する者、および重度の認知機能障害を有する者（CPS が4レベル以上）は解析対象から除外した。先行研究に従い、PSQI および GDS-SF の合計得点が6点以上の場合、それぞれ、睡眠の障害および抑うつが認められると評価した。睡眠と抑うつの関連については、全体、男女別に抑うつの有無を従属変数とした多重ロジスティック回帰分析を用い

て調べた。独立変数としてモデルに投入する調整要因間には、ある程度の相関関係が存在すると予想されたため、多重共線性による影響の有無やモデルの頑健性を確認する目的で、調整要因を段階的に投入したモデルを構築した。モデル1は調整要因なし、モデル2は単変量解析にて抑うつとの間に有意な関連を示した変数を調整要因として投入、最後にモデル3としてすべての変数（年齢、年金の種類、居住形態、社会的役割、循環器系疾患や内分泌系疾患、筋骨格系疾患、感覚器系疾患の現病歴、介護状況、認知機能）を調整要因として投入したモデルを作成した。現病歴は、循環器系疾患（高血圧、脳卒中、心臓病など）、内分泌・代謝系疾患（糖尿病、脂質代謝異常症など）、筋骨格系疾患（関節症、骨粗鬆症など）、感覚器系疾患（眼、耳疾患など）の4つのカテゴリーに分類して、また年金の種類は「国民年金（老齢年金を含む）」、「厚生年金」、「共済年金」、「複数の年金」の4つのカテゴリーとしてモデルに投入した。統計解析ソフトは SPSS ver.17 を使用し、有意水準は5%（両側）とした。

III 研究結果

調査票を配布した563人中、481人（回答率85.4%）より回答が得られた。そのうち半構造化面接法により回答したものは53人であった。年齢、性別、GDS-SF、PSQI について完全回答が得られた452人（80.3%）のうち、精神障害の現病歴および既往歴を有する17人と重度の認知機能障害がある11人を除外した424人（75.3%）を解析対象とした。424人中、男性は198人、女性226人で、それぞれの平均年齢（SD）は、76.5（6.8）歳、76.4（7.0）歳、76.5（6.7）歳であった。

対象者の基本属性と社会経済状況、健康状態を表1に示す。GDS-SF の平均得点は、全体4.2（3.2）、男性4.0（3.2）、女性4.3（3.3）であり、GDS-SF が6点以上で抑うつが認められた者は、全体125人（29.5%）、男性51人（25.8%）、女性74人（32.7%）であった。PSQI の平均得点（SD）は、全体5.2（3.8）、男性4.6（3.6）、女性5.8（3.8）で女性の方が有意に高かった。PSQI が6点以上で睡眠の障害があると評価されたのは、全体で171人（40.3%）、男性では64人（32.3%）、女性では107人（47.3%）であり、女性の方が高い割合であった。睡眠障害の下位尺度については、「主観的睡眠の質」、「入眠時間」、「睡眠剤の使用」において女性の方が高かった。基本属性および社会経済状況については男女間に違いはなかったが、女性において筋骨格系疾患の現病歴を持つ者や認知機能障害を持つ者の割合が高かつ

表1 対象者の基本属性, 社会経済状況, 健康状態

	全体 (n=424)	男性 (n=198)	女性 (n=226)	P
GDS-SF 得点, 平均 (SD), range	4.2(3.2), 0-15	4.0(3.2), 0-15	4.3(3.3), 0-15	0.33
抑うつ, n (%) ¹⁾	125(29.5)	51(25.8)	74(32.7)	0.14
PSQI 得点, 平均 (SD), range	5.2(3.8), 0-20	4.6(3.6), 0-20	5.8(3.8), 0-17	<0.01
PSQI 下位尺度得点, 平均 (SD), range				
主観的睡眠の質	1.0(0.7), 0-3	0.9(0.6), 0-3	1.0(0.7), 0-3	0.02
入眠時間	1.0(1.0), 0-3	0.7(0.9), 0-3	1.1(1.0), 0-3	<0.01
睡眠時間	0.9(0.9), 0-3	0.8(0.9), 0-3	0.9(0.9), 0-3	0.07
有効睡眠時間	0.7(1.0), 0-3	0.7(1.0), 0-3	0.8(1.1), 0-3	0.49
睡眠障害	0.7(0.6), 0-3	0.3(0.6), 0-3	0.7(0.6), 0-3	0.07
睡眠剤の使用	0.5(1.0), 0-3	0.3(0.8), 0-3	0.7(1.1), 0-3	<0.01
日常生活における障害	0.5(0.6), 0-3	0.5(0.6), 0-3	0.5(0.6), 0-3	0.83
睡眠の障害, n (%) ²⁾	171(40.3)	64(32.3)	107(47.3)	0.02
年齢, 平均 (SD), range	76.5(6.8), 65-101	76.4(7.0), 65-101	76.5(6.7), 65-93	0.87
受給年金の種類, n (%)				
国民年金 (老齢福祉年金含む)	263(65.1)	111(58.1)	152(71.4)	0.05
厚生年金	42(10.4)	23(12.0)	19(8.9)	
共済年金	11(2.7)	7(3.7)	4(1.9)	
複数の年金	88(21.8)	50(26.2)	38(17.8)	
居住形態, n (%)				
一人暮らし	45(11.3)	16(8.8)	29(13.2)	0.29
家族などとの同居	345(86.0)	162(89.0)	183(83.6)	
その他 (施設入居など)	11(2.7)	4(2.2)	7(3.2)	
社会的役割, 平均 (SD), range ³⁾	3.3(1.0), 0-4	3.4(1.0), 0-4	3.3(1.1), 0-4	0.39
現病歴, n (%)				
循環器系疾患	201(47.4)	92(46.5)	109(48.2)	0.77
内分泌系疾患	63(14.9)	27(13.6)	36(15.9)	0.59
筋骨格系疾患	82(19.3)	22(11.1)	60(26.5)	<0.01
感覚器系疾患	84(19.8)	38(19.2)	46(20.4)	0.81
介護状況, n (%)				
介護を受けている	47(12.1)	24(13.3)	23(11.0)	0.78
介護が必要だが今は受けていない	44(11.3)	20(11.1)	24(11.5)	
介護が必要でない	298(76.6)	136(75.6)	162(77.5)	
認知機能, 平均 (SD), range ⁴⁾	0.4(0.7), 0-3	0.4(0.8), 0-3	0.4(0.6), 0-3	0.24
0レベル (障害なし)	308(72.6)	146(73.7)	162(71.7)	0.01
1レベル (境界的である)	80(18.9)	29(14.6)	51(22.6)	
2レベル (軽度の障害がある)	23(5.4)	12(6.1)	11(4.9)	
3レベル (中等度の障害がある)	13(3.1)	11(5.6)	2(0.9)	

欠損値があるため合計は項目によって異なる

連続変数の検定には t 検定を, カテゴリ変数の検定には Fisher の直接確率計算を用いた

1) Geriatric Depression Scale Short Form 得点が 6 点以上の場合抑うつありと評価

2) Pittsburgh Sleep Quality Index 得点が 6 点以上の場合睡眠の障害ありと評価

3) 老研式活動能力指標の社会的役割を測定する 4 項目の合計点を用いて評価

4) Cognitive Performance Scale を用いて評価

た。

表 2 に, 睡眠の障害と抑うつの関連の他, 基本属性, 社会経済状況, 健康状態と抑うつとの関連を調べた単変量解析の結果を示す。単変量解析では, 男女全体の他, 男性のみ, 女性のための層別解析でも抑

うつの有無と睡眠障害の有無との間に有意な関連があることが示された。その他, 全体では, 居住形態, 社会的役割, 循環器および感覚器疾患の現病歴, 介護状況, 認知機能によって, 抑うつの頻度に有意な差が認められた。男性においては社会的役

表 2 抑うつと睡眠の障害及び基本属性, 社会経済状況, 健康状態との関連 (単変量解析)

	全 体			男 性			女 性		
	抑うつあり ¹⁾ n = 125	抑うつなし n = 299	P	抑うつあり ¹⁾ n = 51	抑うつなし n = 147	P	抑うつあり ¹⁾ n = 74	抑うつなし n = 152	P
睡眠の障害, n (%) ²⁾	71(56.8)	100(33.4)	<0.01	25(49.0)	39(26.5)	<0.01	46(62.2)	61(40.1)	<0.01
年齢, 平均 (SD)	77.0(6.8)	76.3(6.8)	0.28	76.8(7.2)	76.3(6.9)	0.62	77.2(6.5)	76.2(6.7)	0.32
年金収入, n (%)									
国民年金 (老齢 福祉年金含む)	77(65.8)	186(64.8)		27(54.0)	84(59.6)		50(74.6)	102(69.8)	
厚生年金	12(10.2)	30(10.5)	1.00	6(12.0)	17(12.1)	0.90	6(9.0)	13(8.9)	0.88
共済年金	3(2.6)	8(2.7)		2(4.0)	5(3.5)		1(1.5)	3(2.1)	
複数の年金	25(21.4)	63(22.0)		15(30.0)	35(24.8)		10(14.9)	8(19.2)	
居住形態, n (%)									
一人暮らし	11(9.4)	34(12.0)		4(8.9)	12(8.8)		7(9.7)	22(15.0)	
家族などとの同居	99(84.6)	246(86.6)	0.03	38(84.4)	124(90.5)	0.06	61(84.7)	122(83.0)	0.24
その他 (施設入 居など)	7(6.0)	4(1.4)		3(6.7)	1(0.7)		4(5.6)	3(2.0)	
社会的役割, 平均 (SD) ³⁾	2.9(1.2)	3.5(0.9)	<0.01	3.0(1.2)	3.5(0.9)	<0.01	2.9(1.3)	3.5(0.9)	<0.01
現病歴, n (%)									
循環器系疾患	73(58.4)	128(42.8)	<0.01	32(62.7)	60(40.8)	<0.01	41(55.4)	68(44.7)	0.16
内分泌系疾患	22(17.6)	41(13.7)	0.30	9(17.6)	18(12.2)	0.35	13(17.6)	23(15.1)	0.70
筋骨格系疾患	27(21.6)	55(18.4)	0.50	5(9.8)	17(11.6)	0.99	22(29.7)	38(25.0)	0.52
感覚器系疾患	38(30.4)	46(15.4)	<0.01	16(31.4)	22(15.0)	0.01	22(29.7)	24(15.8)	0.02
介護状況, n (%)									
介護を受けている	16(14.5)	31(11.1)		8(20.0)	16(11.4)		8(11.4)	15(10.8)	
介護が必要だが 今は受けていない	19(17.3)	25(9.0)	0.03	6(15.0)	14(10.0)	0.21	13(18.6)	11(7.9)	0.07
介護が必要でない	75(68.2)	223(79.9)		26(65.0)	110(78.6)		49(70.0)	113(81.3)	
認知機能, 平均 (SD) ⁴⁾	0.6(0.8)	0.3(0.7)	<0.01	0.7(1.0)	0.4(0.8)	0.04	0.5(0.7)	0.3(0.6)	0.03

欠損値があるため合計は項目によって異なる

連続変数の検定には t 検定を, カテゴリ変数の検定には Fisher の直接確率計算を用いた

1) Geriatric Depression Scale Short Form 得点が 6 点以上の場合抑うつありと評価

2) Pittsburgh Sleep Quality Index 得点が 6 点以上の場合睡眠の障害ありと評価

3) 老研式活動能力指標の社会的役割を測定する 4 項目の合計点を用いて評価

4) Cognitive Performance Scale を用いて評価

割, 循環器系疾患および感覚器系疾患の現病歴, 認知機能によって, 女性においては, 社会的役割, 感覚器系疾患の現病歴, 認知機能によって抑うつの頻度に有意な違いが認められた。

表 3, 4, 5 に, 全体, 男女別に抑うつと睡眠の関連を検討した多重ロジスティック回帰分析の結果を示す。全体ではすべてのモデルにおいて睡眠の障害と抑うつ間に有意な関連を認め, すべての調整要因を調整した後のオッズ比は 1.92 (95%信頼区間: 1.11-3.32) であった。男性においては, 未調整時には抑うつと睡眠の障害との間に有意な関連が認められたものの, 単変量解析にて有意となった変数やすべての変数で調整した場合, その関連は有意ではなかった。一方, 女性においては, いずれのモデルにおいても睡眠の障害と抑うつとの間に有意な関連

を認め, すべての変数を調整要因として投入した際のオッズ比は 2.28 (95%信頼区間: 1.11-4.69) であった。

追加的に, 抑うつと PSQI 下位尺度得点との関連を調べたところ, 男女全体の解析では, 抑うつと有意に関連していたのは「主観的睡眠の質」と「日常生活における障害」のみであり, すべての調整要因を調整した後の下位尺度得点 1 ポイントの増加に対するオッズ比は, それぞれ, 1.70 (95%信頼区間: 1.02-2.83), 2.89 (95%信頼区間: 1.54-5.40) であった。男女別の解析では, 抑うつと有意に関連していたのはともに「日常生活における障害」のみであり, すべての調整要因を調整した後の下位尺度得点が 1 ポイント増加することに対するオッズ比は男性で 2.61 (95%信頼区間: 1.30-5.25), 女性で 2.89

表3 抑うつと睡眠の障害との関連（多重ロジスティック回帰分析：全体）

	Odds 比		
	Model 1 ⁴⁾	Model 2 ⁵⁾	Model 3 ⁶⁾
睡眠の障害あり ¹⁾	2.61 (1.70-4.01)**	1.83 (1.11-3.02)*	1.92 (1.11-3.32)*
性別			0.71 (0.41-1.24)
年齢			0.94 (0.90-0.98)**
受給年金の種類			
国民年金（老齢福祉年金含む）			1
厚生年金			1.16 (0.44-3.05)
共済年金			0.90 (0.16-5.00)
複数の年金			1.14 (0.60-2.18)
居住形態			
一人暮らし		1	1
家族などとの同居		2.01 (0.82-4.89)	1.97 (0.75-5.22)
その他（施設入居など）		7.60 (1.42-40.74)*	7.26 (1.30-40.66)*
社会的役割 ²⁾		0.63 (0.49-0.81)**	0.52 (0.38-0.69)**
現病歴			
循環器系疾患		2.00 (1.22-3.30)**	2.01 (1.17-3.45)*
内分泌系疾患			1.41 (0.70-2.83)
筋骨格系疾患			1.08 (0.56-2.08)
感覚器系疾患		1.96 (1.09-3.52)*	2.05 (1.09-3.83)*
介護状況			
介護が必要		1	1
介護が必要だが今は受けていない		2.72 (0.97-7.66)	2.41 (0.78-7.49)
介護が必要でない		1.85 (0.78-4.39)	1.52 (0.61-3.78)
認知機能障害 ³⁾		1.22 (0.88-1.71)	1.34 (0.94-1.91)

* <0.05, ** <0.01

1) Pittsburgh Sleep Quality Index 得点が6点以上の場合睡眠の障害ありと評価

2) 老研式活動能力指標の社会的役割を測定する4項目の合計点によって評価。1得点増加に対するodds比を算出

3) Cognitive Performance Scale を用いて評価

4) Model 1：調整されていないodds比

5) Model 2：居住形態，社会的役割，循環器系疾患，感覚器系疾患の現病歴，介護状況，認知機能障害で調整されたodds比

6) Model 3：性別，年齢，受給年金の種類，居住形態，社会的役割，循環器系疾患，内分泌系疾患，筋骨格系疾患，感覚器系疾患の現病歴，介護状況，認知機能障害で調整されたodds比

(95%信頼区間：1.54-5.40)であった。

Ⅳ 考 察

本研究では，高齢者の睡眠と抑うつを評価するのに適した尺度を用い，男女別に必要な要因で調整しながら睡眠の障害と抑うつとの関連を検討した。その結果，高齢女性においては，睡眠の障害と抑うつとの間に有意な関連があることが示唆された。しかし，男性では睡眠と抑うつとの間に有意な関連は認めなかった。

睡眠の評価のためには，睡眠ポリソムノグラフィ等の生理学的検査による客観的評価方法を用いることが望ましいが，このような方法を集団に適用することは現実的には困難である。そのため多くの疫学

研究では，睡眠の主観的評価尺度が用いられることが多い。本研究では，数少ない標準化された主観的睡眠評価尺度の一つであり高い妥当性が示されているPSQIを用いた。これまで，日本人高齢者における睡眠と抑うつとの関連を検討した研究のほとんどが不眠に焦点を当てた研究であり，標準化された睡眠評価尺度を用いた研究は少ない。不眠は睡眠障害の一つであるが，高齢者には不眠だけではなくSASやRLSなどの睡眠障害も高頻度に認められるため，これらの症状が日常生活に影響を及ぼしているかを考慮して睡眠状態を評価しながら，抑うつとの関連を明らかにする必要がある。PSQIは，ICSD 2ndの診断基準において不眠の診断に必須とされている日常生活上の支障に関する項目の他，高

表 4 抑うつと睡眠の障害との関連 (多重ロジスティック回帰分析: 男性)

	Odds 比		
	Model 1 ⁴⁾	Model 2 ⁵⁾	Model 3 ⁶⁾
睡眠の障害あり ¹⁾	2.66(1.38-5.15)**	1.71(0.82-3.56)	1.34(0.52-3.47)
年齢			0.93(0.87-1.00)
受給年金の種類			
国民年金 (老齢福祉年金含む)			1
厚生年金			1.36(0.32-5.85)
共済年金			1.41(0.14-14.65)
複数の年金			1.40(0.54-3.64)
居住形態			
一人暮らし			1
家族などとの同居			0.76(0.14-3.98)
その他 (施設入居など)			8.00(0.38-167.42)
社会的役割 ²⁾		0.68(0.49-0.95)*	0.46(0.28-0.76)**
現病歴			
循環器系疾患		2.44(1.21-4.93)*	3.82(1.53-9.58)**
内分泌系疾患			1.19(0.35-4.12)
筋骨格系疾患			0.78(0.20-3.03)
感覚器系疾患		1.91(0.85-4.29)	1.66(0.56-4.93)
介護状況			
介護が必要			1
介護が必要だが今は受けていない			2.79(0.43-17.91)
介護が必要でない			1.69(0.35-8.25)
認知機能障害 ³⁾		1.26(0.86-1.87)	1.30(0.81-2.11)

* <0.05, ** <0.01

1) Pittsburgh Sleep Quality Index 得点が 6 点以上の場合睡眠の障害ありと評価

2) 老研式活動能力指標の社会的役割を測定する 4 項目の合計点によって評価。1 得点増加に対する odds 比を算出

3) Cognitive Performance Scale を用いて評価

4) Model 1: 調整されていない odds 比

5) Model 2: 社会的役割, 循環器系疾患, 感覚器系疾患の現病歴, 認知機能障害で調整された odds 比

6) Model 3: 年齢, 受給年金の種類, 居住形態, 社会的役割, 循環器系疾患, 内分泌系疾患, 筋骨格系疾患, 感覚器系疾患の現病歴, 介護状況, 認知機能障害で調整された odds 比

齢者で高頻度に認められる不眠, 睡眠関連呼吸障害および睡眠時随伴症などによる睡眠困難, 眠剤の使用状況なども含めて睡眠の状態を総合的に評価することが可能である。また, 高齢者は抑うつの有無にかかわらず, 身体的主訴や睡眠に関する訴えが多いことが知られている。本研究では, 抑うつの評価に GDS-SF を使用したが, GDS-SF は食欲不振, 体重減少などの高齢者に多い身体的症状を質問項目に含まないという特徴を持つ。そのため, The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) や Self-rating Depression Scale (SDS) などの他の一般的な抑うつ尺度と比較して, 抑うつが過大評価されることが少なく, より適切に高齢者の抑うつを評価することが可能である²⁵⁾。また, 睡眠に関する質問も含まないため, 高齢者における睡眠と抑うつとの関連を検討する際の自記式評価尺度として最も

適している。

本研究では, 男女別に睡眠の障害と抑うつとの関連を分析した結果, 男女全体の解析では, 睡眠の障害と抑うつとの間に有意な関連が認められたものの, 男女別に分けて解析を行った結果, 女性のみでその関連が認められた。これまで, 睡眠と抑うつとの関連を性別に検討したものは少ない。Perlis らは, 精神疾患の既往のない高齢者147人を1年間追跡した縦断研究を行い, 不眠をもつ高齢者のうつ病罹患率の男女差を調べている。この研究では, 睡眠の評価は Hamilton rating scale for depression (HAMD) の睡眠に関する3つの質問項目を用いて行い, また, うつ病の診断には HAMD と Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Third Edition, Revised (DSM-III-R) による構造化面接法を用いている。この研究では, 慢性的な不眠を認めた高齢者のうち,

表5 抑うつと睡眠の障害との関連（多重ロジスティック回帰分析：女性）

	Odds 比		
	Model 1 ⁴⁾	Model 2 ⁵⁾	Model 3 ⁶⁾
睡眠の障害あり ¹⁾	2.45(1.39-4.34)**	2.04(1.12-3.72)*	2.28(1.11-4.69)*
年齢			0.95(0.89-1.01)
受給年金の種類			
国民年金（老齢福祉年金含む）			1
厚生年金			1.13(0.29-4.42)
共済年金			0.85(0.05-15.57)
複数の年金			1.12(0.44-2.84)
居住形態			
一人暮らし			1
家族などとの同居			3.03(0.85-10.81)
その他（施設入居など）			9.10(0.95-87.65)
社会的役割 ²⁾		0.67(0.50-0.88)**	0.55(0.38-0.81)**
現病歴			
循環器系疾患			1.36(0.66-2.78)
内分泌系疾患			1.45(0.58-3.60)
筋骨格系疾患			1.17(0.53-2.60)
感覚器系疾患		1.97(0.98-3.96)	2.38(1.05-5.42)*
介護状況			
介護が必要			1
介護が必要だが今は受けていない			2.27(0.48-10.72)
介護が必要でない			1.27(0.40-4.02)
認知機能障害 ³⁾		1.24(0.77-2.00)	1.52(0.85-2.72)

* <0.05, ** <0.01

1) Pittsburgh Sleep Quality Index 得点が6点以上の場合睡眠の障害ありと評価

2) 老研式活動能力指標の社会的役割を測定する4項目の合計点によって評価。1得点増加に対する odds 比を算出。

3) Cognitive Performance Scale を用いて評価

4) Model 1：調整されていない odds 比

5) Model 2：社会的役割，感覚器系疾患の現病歴，認知機能障害で調整された odds 比

6) Model 3：年齢，受給年金の種類，居住形態，社会的役割，循環器系疾患，内分泌系疾患，筋骨格系疾患，感覚器系疾患の現病歴，介護状況，認知機能障害で調整された odds 比

1年後に新たにうつ病と診断された高齢者が6人いたが，その6人はすべて女性であった²⁶⁾。また，Suらは地域に居住する2,045人の高齢者を対象にPSQIとGDS-SFを用いて横断研究を行った。その結果，睡眠と抑うつの関連が女性においてのみ認められたことを報告している²⁷⁾。

睡眠と抑うつの関連が女性においてのみ認められたことに関して，その理由は明らかではない。女性は男性と比較して睡眠障害，抑うつともに有病率が高いことから¹⁴⁾，両者ともに関連するような生物学的な脆弱性が女性に存在する可能性がある。その一つとして，中枢神経系の神経伝達物質の影響が考えられる。

女性に有意に多い睡眠障害の一つであるRLSは抑うつと関連することが示されている²⁸⁾。RLS，抑うつともに生理学的病因にはドパミンが関与してい

ることがわかってきており，いくつかの臨床試験では，RLSの第一選択薬であるドパミンアゴニストは同時に単極性および双極性のうつ病に効果を発揮することが言われている²⁹⁾。最近の縦断研究では，RLSである人がうつ病と診断される確率はそうでない人の2.57倍であることが報告されている³⁰⁾。この結果は，RLSおよびうつ病の両者の病因と関連するドパミン動態の変化が男性よりも女性で生じやすい可能性があることを示唆している。

その他，加齢による睡眠の変化は男性と女性で異なることが知られている。加齢に伴い，男女ともに睡眠効率が低下し，レム睡眠の減少や，ノンレム睡眠のうち睡眠段階3-4の減少と睡眠段階1の増加が認められることが知られている^{31,32)}。しかし，女性は男性と比較して睡眠段階3-4の減少は少ない半面，概日リズムとともに睡眠の位相が前進しやすい

という特徴を持ち、加えて、この性差は加齢とともに拡大する傾向がみられると報告されている^{15~17)}。このため、女性においては、男性に比べ早朝覚醒型の不眠が多く認められるが、Rodinらは、早朝覚醒型の不眠は、入眠障害や中途覚醒が中心の不眠と比較して、抑うつ発症との関連が強かったと報告している³³⁾。このことは、加齢に伴う女性の睡眠位相の前進が、睡眠障害と抑うつのリスクを同時に高めている可能性を示唆している。また、既日リズムを形成する視交叉上核の細胞数は加齢とともに減少するが、その形態には性差が認められており、高齢者における既日リズムの形成や睡眠構築に、性差の違いが存在する可能性を示唆している³⁴⁾。このような睡眠生理および解剖学的な性差は、睡眠の障害と抑うつとの関連に対しても何らかの影響を及ぼしている可能性がある。

追加的に行ったPSQIの下位尺度を用いた解析では、男女とも、「日常生活における障害」の項目が抑うつと有意に関連していた（全体の解析ではこの他に「主観的睡眠の質」が有意な関連を示した）。PSQIの下位尺度には「日常生活における障害」や「主観的睡眠の質」の他に、「入眠時間」、「睡眠時間」、「有効睡眠時間」、「睡眠障害」、「睡眠剤の使用」があるが、高齢者においては、睡眠の状態そのものよりも、それが日常生活にどのような影響を与えているかが抑うつと関連していることが示唆された。本研究では、PSQI合計点を使って睡眠の障害の有無を評価し、その上で、女性においてのみ抑うつとの関連が認められると結論したが、今後の研究においては、睡眠の障害による二次的影響にも焦点をあてた研究が必要と考えられた。

本研究はいくつかの限界を有する。本研究は横断研究であり、睡眠の障害と抑うつとの因果関係に言及することはできない。不眠は抑うつの主要な症状であるがとされてきたが、逆に不眠がうつ病発症や再発の危険因子であることが言われている^{4,6)}。しかし、うつ病と睡眠の障害の併存もしくはオーバーラップの指摘もあり、不眠はその後顕在化するうつ病の前駆症状として認められることも報告されている^{35,36)}。Ohayonは初発のうつ病では41%に他のうつ病の主要な症状に先行して不眠が認められ、うつ病の再発時には56.2%に不眠が認められたとしており、不眠が抑うつの前駆症状となっていることを示している。本研究で認めた睡眠の障害と抑うつについても、それぞれが単独に発生した睡眠の障害と抑うつとの関連を扱っているのか、未治療のうつ病相中の症状として認められた睡眠の障害なのか、または、うつ病の前駆症状もしくはうつ病相後に残る

睡眠の障害を扱っているのかの区別はできない。我々は、うつ病をはじめとする精神障害の一症状として捉えるべき睡眠の障害をできる限り排除するために、精神障害の現病歴や既往歴や重度の認知障害を有する対象者を解析から除外したが、十分とは言えない。我が国の高齢者における睡眠障害と抑うつの因果関係に関しては、今後の大規模なコホート研究の実施が望まれる。

本研究は、抑うつや睡眠の評価において標準化された信頼性の高い尺度を使用した。主観的評価であるためその妥当性には限界がある。とくに女性においては、男性と比較して女性は睡眠時間が長く、また睡眠状態誤認の頻度も高いことから、主観的な睡眠の評価とポリソムノグラフィなどの客観的な睡眠指標が必ずしも一致しないことが言われている^{37,38)}。したがって、今回認められた、女性における睡眠の障害と抑うつとの関連には、睡眠の評価における測定バイアスが含まれている可能性がある。また、今回の調査対象者は、一地方の山村に居住する高齢者であり、他の地方や都市部居住する高齢者においては、違う結果が認められる可能性がある。さらに、今回の調査では、参加者にできるだけ負担をかけないよう調査項目は最小限としたため、睡眠と抑うつとの関連を分析する際に必要な調整要因が十分には調べられておらず、とくに経済状況については考慮されていない。また、認知機能障害については、本来観察法により行うべきCPSを自記式の質問項目として使用しており、正確に評価出来ない可能性がある。調査の実施に当たっては、視力の問題などで自分で質問票の記入が難しい一部の対象者には半構造化面接を行っており、自記式の調査票と面接による調査票の回答結果の妥当性は検討されていない。

本研究は、高齢者における睡眠の障害と抑うつとの関連に性差が存在する可能性を示唆した。高齢者における睡眠と抑うつとの関連については、我が国においてははまだ十分な研究が行われおらず、今後より大規模で詳細な縦断研究が行われることが望まれるが、その際には、性差を考慮した層別解析が必要であると考えられる。睡眠も抑うつも、神経系、内分泌系、免疫系などから直接的、間接的に強い影響を受けているが、これらには、性差による機能の違いが存在することが示されている。これまで実施されてきた高齢者の抑うつ予防対策のほとんどは男女同じ内容であったが、対策の有効性を高めるためには、男女別に分けて内容を検討すべきものがあるのではないだろうか。少なくとも、高齢者の抑うつ予防対策

として睡眠を取り上げる場合には、常に性別の違いによる影響を考慮しながら因果関係を探り、介入の内容を決定していく慎重さが必要と思われる。

V 結 語

本研究は、農村部に居住する高齢者を対象に、男女別に睡眠の障害と抑うつに関連について検討した。調査票には、標準化された睡眠尺度であるPSQIと高齢者に適した抑うつ尺度であるGDS-SFを用いた。その結果、男性においては睡眠と抑うつ間に有意な関連を認めなかったが、女性においては、睡眠の障害は抑うつの有意な関連要因であることが示唆された。男女間で違いが認められた理由は明確ではないが、内分泌系をはじめとする様々な要因が関与している可能性が考えられる。今後の高齢者の抑うつ対策を効果的なものにするためには、性差を考慮しながら研究を進めていくことが重要であると考えられた。

本研究は、平成22年度文部科学省科学研究費補助金(基盤研究C:課題番号 22592571)の助成を受け実施した。研究の実施にあたり、多大なご協力をいただきました産山村役場の井美代子保健師、小嶋麻美保健師および住民課の皆様にご心から感謝いたします。

(受付 2011. 9.26)
(採用 2012. 3.12)

文 献

- 1) 高橋邦明, 内藤明彦, 森田昌宏, 他. 新潟県東頸城郡松之山町における老人自殺予防活動: 老年期うつ病を中心に. 精神神経学雑誌 1998; 100: 469-485.
- 2) 松林公蔵, 和田泰三. 地域在住高齢者の抑うつ: フィールド医学の視点から. Geriatric Medicine 2009; 47: 1453-1456.
- 3) Matsuda S, Fujino Y. Analysis of the relationship between depression and changes in ADL status among the Japanese aged. Asian Pacific Journal of Disease Management 2008; 2: 83-91.
- 4) Riemann D, Voderholzer U. Primary insomnia: a risk factor to develop depression? Journal of Affective Disorders 2003; 76: 255-259.
- 5) Fiske A, Wetherell JL, Gatz M. Depression in older adults. Annual Review of Clinical Psychology 2009; 5: 363-389.
- 6) Cole MG, Dendukuri N. Risk factors for depression among elderly community subjects: a systematic review and meta-analysis. The American Journal of Psychiatry 2003; 160: 1147-1156.
- 7) 武村尊生, 武村 史, 神林 崇, 他. 高齢者の睡眠障害の診断と治療導入. 睡眠医療 2009; 3: 183-190.
- 8) 千葉 茂, 宮本礼子, 岡村義之. 高齢者不眠に対する薬物療法. 睡眠医療 2009; 3: 232-237.
- 9) 厚生労働省大臣官房統計情報部, 編. 平成12年保健福祉動向調査: 心身の健康. 東京: 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2002.
- 10) Yokoyama E, Kaneita Y, Saito Y, et al. Association between depression and insomnia subtypes: a longitudinal study on the elderly in Japan. Sleep 2010; 33: 1693-1702.
- 11) Ito Y, Tamakoshi A, Yamaki K, et al. Sleep disturbance and its correlates among elderly Japanese. Archives of Gerontology and Geriatrics 2000; 30: 85-100.
- 12) Kawamoto R, Yoshida O, Oka Y, et al. Risk factors for insomnia in community-dwelling older persons. Geriatrics & Gerontology International 2004; 4: 163-168.
- 13) Sukegawa T, Itoga M, Seno H, et al. Sleep disturbances and depression in the elderly in Japan. Psychiatry and Clinical Neurosciences 2003; 57: 265-270.
- 14) Zhang B, Wing YK. Sex differences in insomnia: a meta-analysis. Sleep 2006; 29: 85-93.
- 15) Redline S, Kirchner HL, Quan SF, et al. The effects of age, sex, ethnicity, and sleep-disordered breathing on sleep architecture. Archives of Internal Medicine 2004; 164: 406-418.
- 16) Campbell SS, Gillin JC, Kripke DF, et al. Gender differences in the circadian temperature rhythms of healthy elderly subjects: relationships to sleep quality. Sleep 1989; 12: 529-536.
- 17) Moe KE, Prinz PN, Vitiello MV, et al. Healthy elderly women and men have different entrained circadian temperature rhythms. Journal of the American Geriatrics Society 1991; 39: 383-387.
- 18) 古谷野亘, 柴田 博, 中里克治, 他. 地域老人における活動能力の測定: 老研式活動能力指標の開発. 日本公衆衛生雑誌 1987; 34: 109-114.
- 19) 山内慶太, 池上直巳. 介護保険下での痴呆の評価方法に関する研究: Cognitive Performance Scale (CPS)の信頼性と妥当性. 老年精神医学雑誌 1999; 10: 943-952.
- 20) Burke WJ, Roccaforte WH, Wengel SP. The short form of the Geriatric Depression Scale: a comparison with the 30-item form. Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology 1991; 4: 173-178.
- 21) Cwikel J, Ritchie K. Screening for depression among the elderly in Israel: an assessment of the Short Geriatric Depression Scale (S-GDS). Israel Journal of Medical Sciences 1989; 25: 131-137.
- 22) Buysse DJ, Reynolds CF 3rd, Monk TH, et al. The Pittsburgh Sleep Quality Index: a new instrument for psychiatric practice and research. Psychiatry Research 1989; 28: 193-213.
- 23) 土井由利子, 簗輪真澄, 内山 真, 他. ビッツバーグ睡眠質問票日本語版の作成. 精神科治療学 1998; 13: 755-763.
- 24) Doi Y, Minowa M, Uchiyama M, et al. Psychometric assessment of subjective sleep quality using the Japanese

- version of the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI-J) in psychiatric disordered and control subjects. *Psychiatry Research* 2000; 97: 165-172.
- 25) Demura S, Sato S, Tada N, et al. Agreement in depression determination among four self-rating depression scales applied to Japanese community-dwelling elderly. *Environmental Health and Preventive Medicine* 2006; 11: 177-183.
- 26) Perlis ML, Smith LJ, Lyness JM, et al. Insomnia as a risk factor for onset of depression in the elderly. *Behavioral Sleep Medicine* 2006; 4: 104-113.
- 27) Su TP, Huang SR, Chou P. Prevalence and risk factors of insomnia in community-dwelling Chinese elderly: a Taiwanese urban area survey. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry* 2004; 38: 706-713.
- 28) Lee HB, Hening WA, Allen RP, et al. Restless legs syndrome is associated with DSM-IV major depressive disorder and panic disorder in the community. *The Journal of Neuropsychiatry and Clinical Neurosciences* 2008; 20: 101-105.
- 29) 岡本長久. 難治性うつ病への対応. *医学のあゆみ* 2006; 219: 955-962.
- 30) Cho SJ, Hong JP, Hahm BJ, et al. Restless legs syndrome in a community sample of Korean adults: prevalence, impact on quality of life, and association with DSM-IV psychiatric disorders. *Sleep* 2009; 32: 1069-1076.
- 31) Roffwarg HP, Muzio JN, Dement WC. Ontogenetic development of the human sleep-dream cycle. *Science* 1966; 152: 604-619.
- 32) Ohayon MM, Carskadon MA, Guilleminault C, et al. Meta-analysis of quantitative sleep parameters from childhood to old age in healthy individuals: developing normative sleep values across the human lifespan. *Sleep* 2004; 27: 1255-1273.
- 33) Rodin J, McAvay G, Timko C. A longitudinal study of depressed mood and sleep disturbances in elderly adults. *The Journal of Gerontology* 1988; 43: 45-53.
- 34) Swaab DF, Fliers E, Partiman TS. The suprachiasmatic nucleus of the human brain in relation to sex, age and senile dementia. *Brain Research* 1985; 342: 37-44.
- 35) Ohayon MM. Insomnia: a ticking clock for depression? *Journal of Psychiatric Research* 2007; 41: 893-894.
- 36) Perlis ML, Giles DE, Buysse DJ, et al. Self-reported sleep disturbance as a prodromal symptom in recurrent depression. *Journal of Affective Disorders* 1997; 42: 209-212.
- 37) van den Berg JF, Miedema HM, Tulen JH, et al. Sex differences in subjective and actigraphic sleep measures: a population-based study of elderly persons. *Sleep* 2009; 32: 1367-1375.
- 38) Voderholzer U, Al-Shajlawi A, Weske G, et al. Are there gender differences in objective and subjective sleep measures? A study of insomniacs and healthy controls. *Depression and Anxiety* 2003; 17: 162-172.
-

Gender differences in the relationship between sleep and depression among elderly people residing at home

Mika TANAKA^{*}, Mari KUSAKA^{2*}, Hirokuni TAGAYA^{3*}, Mitsuru OHKURA^{4*} and Chiho WATANABE^{5*}

Key words : elderly people, depression, sleep, gender differences, cross sectional study

Objectives To investigate gender differences in the relationship between sleep and depression in the elderly.

Methods Residents of a village in Kumamoto Prefecture, Japan (563 people) aged ≥ 65 years were given a self-administered questionnaire survey between June and July 2010. To evaluate levels of sleep and depression, the Pittsburgh Sleep Quality Index (PSQI) and the Geriatric Depression Scale—Short Form (GDS-SF) were used. Adjustment factors assessed age, income, residence status, social role, medical history, nursing situation, and cognitive function. As with previous studies, respondents were evaluated as having a disturbed sleep or depression if the sum of their PSQI and GDS-SF scores was 6 or more. We examined the relationship between sleep and depression using multiple logistic regression analysis, with presence of depression in each gender introduced as a dependent variable. Given that some degree of correlation was expected among adjustment factors in the model, we constructed a model that introduced the adjustment factors stepwise to confirm the robustness of the model and any effect of multicollinearity.

Results Overall ($n=424$), a significant relationship was found between disturbed sleep and depression in all models. The odds ratio was 1.92 (95% confidence interval: 1.11–3.32) in the final model, controlling all adjustment factors. In men ($n=198$), although the relationship between disturbed sleep and depression was significant before adjustment, no significance was observed after adjustment. In women ($n=226$), however, a significant relationship was observed between disturbed sleep and depression in both models. After the introduction of all variables as adjustment factors, the odds ratio was 2.28 (95% confidence interval: 1.11–4.69).

Conclusion Our findings suggest a significant relationship between disturbed sleep and depression in elderly women, but not in men. While the reasons for this gender difference are unclear at present, various factors, such as the endocrine system, are likely to be involved. Future studies should take this gender difference into account in order to enact more effective measures for preventing depression in the elderly.

^{*} Fukuoka University, School of Medicine

^{2*} Kyushu University of Nursing and Social Welfare, Department of Nursing

^{3*} Kitasato University, School of Allied Health Sciences

^{4*} The Japanese Red Cross Kyushu international College of Nursing

^{5*} The University of Tokyo, Graduate School of Medicine